

前瞻性信息披露对盈余预测准确度的影响研究

阮伟锋，张少军

（浙江工商大学 金融学院，杭州 浙江 310018）

作者简介：

阮伟锋（2002—），男，浙江台州人，本科，研究方向为公司金融。

通讯作者张少军（1977—），女，山东烟台人，博士，副教授，硕士生导师，研究领域为金融市场微观结构。

通讯地址：310018，浙江省杭州市下沙高教园区浙江工商大学金融学院。

联系电话：15267450681(M)；电子邮箱：zshaojun@mail.zjgsu.edu.cn

* 本文为国家社会科学基金一般项目“纳入 MSCI 指数推进资本市场高水平对外开放的流动性效应研究”（21BJY238）的研究成果。

前瞻性信息披露对盈余预测准确度的影响研究*

阮伟锋, 张少军

(浙江工商大学 金融学院, 浙江 杭州 310018)

摘要: 上市公司信息披露能够为投资者提供更多前瞻性信息, 是投资者进行决策的重要信息来源。证券分析师作为资本市场的信息中介, 对缓解信息不对称具有至关重要的作用。为厘清上市公司前瞻性信息披露能否影响分析师盈余预测的准确度, 选取 2007-2020 年 A 股上市公司为样本, 研究前瞻性信息披露对分析师盈余预测准确度的影响。研究结果显示, 上市公司前瞻性信息能够显著提高分析师盈余预测准确度。进一步研究发现, 融资约束低、文本可读性高、机构持股比高和股价同步性高的上市公司, 前瞻性信息披露对分析师盈余预测准确度的提升效果更为明显。研究从前瞻性信息的信息含量视角丰富了分析师盈余预测准确度的相关研究, 为全面注册制背景下健全资本市场信息披露制度提供了政策参考。

关键词: 前瞻性信息披露; 盈余预测质量; 半强制披露

文章编号: 1002—8102 (2023) 01—00—09 中图分类号: F831.4 文献标识码: A

基金项目: 本文为国家社会科学基金一般项目“纳入 MSCI 指数推进资本市场高水平对外开放的流动性效应研究”(21BJY238)的研究成果。

作者简介: 阮伟锋 (2002—), 男, 浙江台州人, 本科, 研究方向为公司金融。通讯作者张少军 (1977—), 女, 山东烟台人, 博士, 副教授, 硕士生导师, 研究领域为金融市场微观结构。

一、引言及文献综述

资本市场本质是信息市场，良好的信息披露有助于提高信息透明度，缓解上市公司和外部投资者间的信息不对称，对推动公司治理机制的不断完善和资本市场的健康发展具有重要的意义。在全面注册制改革背景下，上市公司的信息披露成为发行审核的重点。区别于核准制下证监会对发行人合规条件设立的实质性门槛，注册制下由交易所主要负责发行审核，审核重点也转移至信息披露，信息披露成为“压实发行人的第一责任”^[1]。审核主体与审核要求的变化充分体现以信息披露为核心的注册制规则体系，这一变化使前瞻性信息日益受到市场参与者的重视。前瞻性信息是上市公司通过定期报告和业绩说明会等渠道披露的关于公司未来发展战略、经营计划、收益风险、机遇挑战等方面的信息，是上市公司对外披露的信息中最有价值的部分^[2]，对预测未来现金流和评估投资风险具有重要参考价值^[3]。

目前针对前瞻性信息披露的研究中多从信息含量视角出发，探讨前瞻性信息披露能否缓解信息不对称^[4]，改善资本市场的信息环境^[5]，以及研究其经济后果，如重塑估值和影响股价^[6-7]，影响投资者决策^[8]，改善投资效率^[3]等。相关研究丰富了前瞻性信息有用性的论述，认为前瞻性信息能够提供公司层面的“增量信息”；但也有学者提出质疑，认为现行的信息披露制度对前瞻性信息的要求是“半强制披露”，这导致上市公司所披露的前瞻性信息可能存在“夸大其词”的现象，而上市公司的策略性陈述也将导致信息的扭曲^[9]。因此，前瞻性信息是否具有信息含量，能否为市场参与者提供公司层面的“增量信息”，仍需进一步的研究。

分析师作为资本市场信息中介，凭借其信息挖掘和解读优势为资本市场提供盈余预测和投资建议^[10]。分析师的盈余预测起到统一市场观点和影响市场情绪的作用，是改善资本市场信息环境的重要因素^[11]。现有文献中对于分析师盈余预测影响因素的研究多集中于投资者情绪^[12]、股市传闻^[13]、商誉^[14]、审计质量^[15]等，对前瞻性信息披露所导致的分析师盈余预测特征关注不足。本文拟从信息含量视角研究前瞻性信息披露对分析师盈余预测准确度的影响，并进一步从融资约束、机构持股比例、文本可读性和股价同步性角度探讨其影响机理，以期丰富学术界对前瞻性信息披露的经济后果的认识，为促进上市公司高质量发展和健全资本市场信息披露制度提供来自分析师盈余预测视角的证据。研究结果显示：（1）前瞻性信息披露能够显著提高分析师盈余预测的准确度；（2）融资约束低、机构持股比例高、年报可读性高和股价同步性高的上市公司，前瞻性信息披露对分析师盈余预测准确度的提升作用更为明显。

相较于已有文献，本文可能的边际贡献在于：（1）拓展了前瞻性信息信息含量的相关研究。现有研究对前瞻性信息是否包含“增量信息”尚未定论，本文显示前瞻性信息披露能够显著提升分析师盈余预测准确度，一定程度上证明了前瞻性信息具有信息含量，能够有效改善资本市场信息环境，丰富了前瞻性信息信息含量和经济后果的相关研究。（2）丰富了盈余预测准确度的相关研究。现有研究多从分析师实地调研^[16]、年报语调^[17]、市场状态^[18]

等视角探讨影响盈余预测准确度的异质性因素。本文从上市公司特征和信息获取难度视角，分别选取“融资约束”“机构持股比”和“年报可读性”“股价同步性”以检验不同公司特征和信息获取难度下前瞻性信息对盈余预测准确度的影响，有助于厘清前瞻性信息影响盈余预测的微观机制，补充盈余预测准确度影响因素的相关文献。（3）采用全新“前瞻性信息披露水平”指标开展分析。以往研究中，“前瞻性信息披露水平”指标构建多采用“打分法”^[19]和“词集法”^[5,20]；本文“前瞻性信息披露水平”指标构建方法参考胡楠和薛付婧^[2]提出的机器学习法，由种子词集训练生成财经文本语境下的前瞻性词集，一定程度上缓解了传统构建方法在词集构成上的先验性和主观性。

本文后续章节的安排如下：第二章为理论分析及研究假设；第三章为研究设计；第四章为实证结果与分析；第五章为稳健性检验；第六章为进一步分析；第七章为结论与建议。

二、理论分析及研究假设

前瞻性信息是指上市公司通过定期报告或业绩说明会等渠道披露的关于行业趋势、竞争对手、经营计划、发展战略、资金的供需情况及使用情况、公司面临的风险和不利因素等方面的预测性信息，通常以非财务信息为主^[2]。现有研究显示前瞻性信息能够预测未来业绩^[20]，改善资本市场信息环境^[5]，提高资本市场定价效率^[21]，具备一定的信息含量，能够释放公司层面的“增量信息”。

分析师作为资本市场的信息中介，其对上市公司的盈余预测通常以研究报告或投资建议等形式传递给投资者，协助投资者进行投资决策^[10]。由于投资者对收益的追求，分析师盈余预测准确度便成为评价分析师能力的重要指标^[22]。出于职业发展的目的，分析师会尽可能从各类信息中挖掘和解读出公司层面的“增量信息”，以提高盈余预测准确度^[16]。分析师是否能够有效挖掘并准确解读前瞻性信息，以提高自身的盈余预测准确度？下文将从前瞻性信息的信息含量视角，阐述其对盈余预测准确度的影响机理。

通常业绩优良的上市公司有强烈的动机向市场披露有利于提升股价的前瞻性信息，促使外部投资者了解其竞争优势和发展战略，增强对公司未来业绩向好的信心。前瞻性信息由于含有公司层面的“增量信息”，恰好满足了分析师盈余预测行为对信息的需求，为分析师理解公司经营情况和发展战略带来新思路，有助于及时准确地修正盈余预测模型，更新对未来业绩的预测^[23]。除了直接提供公开信息外，前瞻性信息又通过引导分析师实地调研^[16]和电话问询^[24]间接提供非公开信息。因此，前瞻性信息能够满足分析师盈余预测行为对“增量信息”的需求，进而提高盈余预测的准确度。据此，提出研究假设 H1：

H1：上市公司前瞻性信息披露有助于提高分析师盈余预测准确度。

融资约束是公司对外融资时受到的限制，能够反映上市公司当前的经营状况并预测未来现金流的充足度。融资约束程度越低的公司，其未来一段时间内的现金流越充足，因此经营状况较为乐观。由于前瞻性信息通常存在“报喜不报忧”^[19]等策略性陈述^[9]的现象，即融资

约束低的公司倾向于披露更多的利好信息,因而经营状况良好的公司所披露的前瞻性信息中通常包含更多的“增量信息”,对盈余预测准确度的提升效果可能更为明显。相反,有较高融资约束的公司,未来有一定风险遭遇经营困境。为避免投资者悲观情绪扩张,这类企业通常会选择减少前瞻性信息的披露,甚至采用虚假陈述误导投资者决策^[16],这一做法使得分析师捕获的“增量信息”减少,从而降低了盈余预测准确度。因此,融资约束越低的企业披露的前瞻性信息中包含更多的“增量信息”,对盈余预测准确度的提升作用更明显。据此,提出研究假设 H2:

H2: 融资约束越低的公司, 前瞻性信息披露对分析师盈余预测准确度的提升作用越明显。

机构持股者能够凭借较大的持股比例参与公司决策,形成对公司治理的监督^[25],一定程度上抑制了上市公司的盈余管理和掩盖负面消息的行为^[26],进而提高前瞻性信息披露的真实性和可信度^[27]。另外,机构投资者通常管理着大规模的基金^[28],由此产生的规模经济和成本优势使得他们有更多时间和更高的专注度去追踪公司和收集信息^[29],故而机构投资者通常期望和要求公司披露更多、更具体的前瞻性信息。总之,机构投资者能够通过监督公司治理和干预信息披露决策来提高前瞻性信息披露质量^[30]。因此,机构持股比例越高的公司披露的前瞻性信息更准确、更具体、更可信,包含更丰富的“增量信息”,故而更能够提高盈余预测准确度。据此,提出研究假设 H3:

H3: 机构持股比例越高的公司, 前瞻性信息披露对分析师盈余预测准确度的提升作用越明显。

管理层出于掩盖利空消息和修饰业绩的目的^[31],可能会在前瞻性信息披露中采用晦涩难懂的语言^[32],这种做法会使所披露的信息偏离实际经营状况^[33],降低公司层面的“增量信息”传递的效率和准确度^[34]。业绩良好的公司会通过改善年报可读性使利好消息更容易被市场获悉,以引导外部投资者做出有利于股价的决策行为^[35]。当年报可读性越高时,公司层面的“增量信息”越能够更为准确地传递至证券分析师,进而可能提升盈余预测的准确度。因此,年报可读性越高的上市公司,前瞻性信息中包含的“增量信息”传递的效率和准确度越高,分析师盈余预测准确度就越高。据此,提出研究假设 H4:

H4: 年报可读性越高的公司, 前瞻性信息披露对分析师盈余预测准确度的提升作用越明显。

股价同步性衡量个股与市场及行业“同涨同跌”的程度,是反映股价信息含量的重要指标。股价同步性越高,表明公司层面的“增量信息”对股价的影响越小^[36]。由于分析师的投资分析通常遵循“宏观-行业-个股”的流程,高股价同步性就意味着分析师能够以更低的信息成本预测公司的经营状况和股价走势,从而获得更为准确的盈余预测。相反,低股价同步性通常意味着公司层面的“增量信息”对股价影响更大,因此分析师需要通过实地调研、电话问询等成本更高的方式来获取“增量信息”。综上所述,股价同步性越高的公司,分析

师获取“增量信息”的难度更低，盈余预测准确度更高。据此，提出研究假设 H5：

H5：股价同步性越高的公司，前瞻性信息披露对分析师盈余预测准确度的提升作用越明显。

三、研究设计

（一）样本选择与数据来源

本文选取 2007-2020 年 A 股上市公司为研究样本，同时剔除金融行业、ST 公司及财务数据缺失样本，最终获得 8646 个面板数据观测值。其中，前瞻性信息披露水平指标(*Forward*)数据来源于 WinGO 财经文本数据平台，其余数据来自 CSMAR 数据库，并对主要变量在 1% 和 99% 水平上进行缩尾处理，以减少离群值对于检验结果可能产生的偏误。

（二）变量选取

1. 被解释变量：分析师盈余预测准确度 (*Error*)

参考周开国^[37]做法，采用分析师盈余预测绝对误差比 $Error = |FEPS - AEPS| / |AEPS|$ 测度分析师盈余预测准确度，其中 *FEPS* 是当年关注该公司的所有分析师收益预测值均值，*AEPS* 是当年实际收益。*Error* 值越小，盈余预测越准确。

2. 核心解释变量：前瞻性信息披露水平 (*Forward*)

“前瞻性信息披露水平”来自 WinGo（文构财经文本数据平台）的“前瞻性”指标，其数据是由“前瞻性词汇”的词频除以上市公司年报或 MD&A（管理层分析与讨论）的总词频得到。前瞻性词集是根据种子词集经机器学习算法训练而成，包含“计划”“预计”“未来”等 120 个词汇，词集构成更加贴合年报等财经类文本。

3. 重点关注变量（异质性分析分类变量）

参考孟庆斌等^[38]和刘会芹等^[39]的做法，从公司特征和信息获取难度视角分别选取融资约束 (*FinCons*)、机构持股比 (*InsStockRatio*)、文本可读性 (*RptRead*/*MDARead*) 和股价同步性 (*Syn*) 作为“进一步分析”中异质性分析的分类变量，探究在不同公司特征和分析师信息获取难度下，前瞻性信息披露对盈余预测准确度影响是否存在差异。

4. 控制变量

参考林乐和谢德仁^[40]的研究，选取如下控制变量：规模 (*Size*)、总资产收益率 (*ROA*)、两职合一 (*Dual*)、账面市值比 (*BM*)、是否四大审计 (*BIG4*)、成长性 (*Growth*)、托宾 Q (*TobinQ*) 和换手率 (*Turnover*)。同时，为缓解可能的内生性，控制了年份和行业固定效应，所涉变量如表 1 所示：

表 1 变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	<i>Error</i>	分析师盈余预测准确度	当年关注该公司的所有分析师 EPS 预测值均值与实际 EPS 的绝对误差除以当年实际 EPS

解释变量	<i>Forward</i>	前瞻性信息披露水平	前瞻性词汇词频占总词频的比值，分为 MD&A 前瞻性信息披露水平 (<i>ForwardMDA</i>) 和年报前瞻性信息披露水平 (<i>ForwardRpt</i>)
分组变量	<i>RptRead</i>	年报可读性	WinGo 年报“可读性”指标，通常为负数，数值越大表示可读性越差
	<i>MDARead</i>	MD&A 可读性	WinGo MD&A “可读性”指标，通常为负数，数值越大表示可读性越差
	<i>FinCons</i>	融资约束	融资约束 SA 指数，数值越大表述融资约束程度越大
	<i>InsStockRatio</i>	机构持股比	机构持股数除以总股数
	<i>Syn</i>	股价同步性	股票收益率对市场指数收益率和行业收益率回归后的残差，具体参考 CSMAR “股价同步性”指标
控制变量	<i>Size</i>	规模	总资产取自然对数
	<i>ROA</i>	总资产收益率	净利润除以总资产
	<i>Dual</i>	两职合一	董事长与总经理兼任即为 1，否则为 0
	<i>BM</i>	账面市值比	账面价值除以总市值
	<i>BIG4</i>	是否“四大”审计	公司当年财报由“四大”会计师事务所担任审计取 1，否则取 0
	<i>Growth</i>	成长性	主营业务收入增长率
	<i>TobinQ</i>	托宾 Q	企业市值除以企业重置成本
	<i>Turnover</i>	换手率	成交量除以发行总股数

（三）模型设计

为检验前瞻性信息披露对盈余预测准确度的影响，本文参考薛宇婷等^[3]的研究构建模型

（1）进行实证检验，同时控制了年份和行业的固定效应，并进行行业层面的聚类处理。模型（1）如下所示：

$$Error_{i,t+1} = \alpha + \beta Forward_{i,t} + \gamma Control_{i,t} + Industry + Year + \varepsilon_{i,t}$$

（1）

其中，*Forward_{i,t}*表示*i*公司在*t*年的前瞻性信息披露水平（*Forward*）。考虑到内生性问题，模型（1）中采用下一期的分析师盈余预测误差 *Error_{i,t+1}* 作为被解释变量。

四、实证结果与分析

（一）描述性统计

变量描述性统计结果如表 2 所示，其中分析师盈余预测准确度 *Error* 标准差为 4.665，大于其均值 2.296，确保了数值间存在一定的变异性。公司前瞻性信息披露水平 *ForwardMDA* 和 *ForwardRpt* 的均值分别为 0.816 和 0.613，标准差 0.288 和 0.154，显示样本间存在一定差异，保证了充分变异性。

表 2 描述性统计

变量名称	变量含义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Error</i>	分析师盈余预测准确度	8646	2.296	4.665	0.014	31.265
<i>ForwardMDA</i>	MD&A 前瞻性信息披露水平	8646	0.816	0.288	0.276	1.697
<i>ForwardRpt</i>	年报前瞻性信息披露水平	8646	0.613	0.154	0.321	1.019
<i>RptRead</i>	年报可读性	8646	-19.490	2.863	-106.285	-11.678
<i>MDARead</i>	MD&A 可读性	8646	-25.202	4.982	-57.447	-7.619
<i>FinCons</i>	融资约束	8646	-3.707	0.340	-4.332	-2.199
<i>InsStockRatio</i>	机构持股比例	8646	55.242	20.731	0	100
<i>Syn</i>	股价同步性	8646	0.515	0.188	0	1
<i>Size</i>	企业规模	8646	23.403	1.610	20.639	29.525
<i>ROA</i>	总资产收益率 (%)	8646	4.725	5.020	-13.065	20.938
<i>Dual</i>	两职合一	8646	0.165	0.371	0	1
<i>BM</i>	账面市值比	8646	1.543	2.176	0.116	15.038
<i>BIG4</i>	是否“四大”审计	8646	0.129	0.335	0	1
<i>Growth</i>	成长性 (%)	8646	1.181	1.709	-1.897	9.191
<i>TobinQ</i>	托宾 Q	8646	14.763	8.962	5.470	57.106
<i>Turnover</i>	转手率	8646	2.307	2.239	0.150	15.031

(二) 基准回归结果

基准回归检验结果如表 3 所示,其中上市公司前瞻性信息披露水平与分析师盈余预测误差显著负相关,从相关性方面验证了前瞻性信息披露水平能够显著提高分析师盈余预测准确度,支持研究假设 H1。表 3 的第(1)列和第(2)列汇报了以分析师盈余预测准确度为被解释变量,前瞻性披露水平为解释变量的回归结果,无论是否加入控制变量,前瞻性信息披露水平的回归系数均显著为负,表明 MD&A 文本中前瞻性信息释放了公司层面的“增量信息”,分析师能够对其进行有效的挖掘和解读,进而对公司未来经营状况做出更合理的预测,最终提升分析师盈余预测的准确度。表 3 的第(3)列和第(4)列是将解释变量替换为年报文本中前瞻性信息披露水平的检验结果,同样表明前瞻性信息披露水平越高,分析师盈余预测越准确,从而验证了检验结果的稳健性。上述结果表明,管理层通过年报披露前瞻性信息,释放公司层面“增量信息”,使分析师能够据此作出更准确的盈余预测,支持了研究假设 1。

表 3 前瞻性信息披露对分析师盈余预测的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Error</i>	<i>Error</i>	<i>Error</i>	<i>Error</i>
<i>ForwardMDA</i>	-0.4237**	-0.4408**		

	(-2.4151)	(-2.4935)		
ForwardRpt			-1.0216***	-1.0776***
			(-3.1552)	(-3.0805)
Size		-0.0012		0.0314
		(-0.0246)		(0.6137)
ROA		0.0006		-0.0052
		(0.0540)		(-0.4394)
Dual		-0.0688		-0.0285
		(-0.4948)		(-0.2050)
BM		-0.0169		-0.0244
		(-0.5136)		(-0.7403)
Big4		-0.2299		-0.2125
		(-1.2969)		(-1.1973)
Growth		0.0530*		0.0437
		(1.7221)		(1.4151)
TobinQ		-0.0200***		-0.0183***
		(-2.9642)		(-2.7208)
Turnover		-0.0051		-0.0196
		(-0.2023)		(-0.7619)
Constant	2.7013***	3.0494**	2.9827***	2.6376**
	(17.8604)	(2.5526)	(14.5758)	(2.2337)
Observations	8,646	8,646	8,646	8,646
R-squared	0.055	0.056	0.055	0.057
Industry FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

五、稳健性检验

考虑到经营状况理想、市场竞争力强的企业倾向于披露更多信息^[4]，而绩效欠佳的公司则有动机对业绩进行掩饰和美化^[20]；此外，并非所有的公司都会受到证券分析师的关注。为缓解上述现象导致的内生性对研究结论可能存在的影响，采用工具变量法、滞后一期解释

变量、替换被解释变量及增加控制变量的方法进行检验以保证结果的稳健性。

(一) 工具变量法

采用上市公司四个季度报告前瞻性信息披露水平的均值 (*ForwardSeason*) 作为前瞻性信息披露水平 (*ForwardRpt/ForwardMDA*) 的工具变量。由于上市公司的前瞻性信息披露水平是其公司治理水平的体现,同一家公司各季度信息披露与年报信息披露通常具有较高的相关性,能够满足解释变量与工具变量的相关性要求;并且季度报告的前瞻性信息在分析师对公司做出年末盈余预测时,已充分释放在资本市场中,故而满足工具变量外生性要求。表 4 汇报了工具变量的实证结果。其中,表 4 的第 (1) 列和第 (2) 列是以 MD&A 文本前瞻性信息披露水平为被解释变量的第一阶段和第二阶段结果,表 4 的第 (3) 列和第 (4) 列是以年报文本前瞻性信息披露水平为被解释变量的第一阶段和第二阶段结果。从工具变量有效性来看, F 值均超过经验值 10, 不存在弱工具变量问题。经工具变量修正后的回归系数分别在 5%和 1%水平上显著,方向与基准回归保持一致。检验结果表明在控制了内生性问题后,前瞻性信息披露依然能够显著提升分析师盈余预测准确度。

表 4 稳健性检验: 工具变量法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ForwardRpt</i>	<i>Ferror</i>	<i>ForwardMDA</i>	<i>Ferror</i>
<i>ForwardRpt/ForwardMDA</i>		-1.1102**		-0.454*
		(-2.5023)		(-1.8740)
<i>ForwardSeason (IV)</i>	0.0246***		0.0123***	
	(4.3477)		(3.3170)	
<i>Size</i>	-0.0083***	0.0408	0.0291***	0.0041
	(-2.8693)	(0.6120)	(19.5578)	(0.0636)
<i>ROA</i>	0.0062***	-0.0075	-0.0038***	-0.0000
	(7.3160)	(-0.6540)	(-8.6915)	(-0.0140)
<i>Dual</i>	-0.0138*	0.0231	0.0277***	-0.0154
	(-1.8997)	(0.1891)	(7.4310)	(-0.1250)
<i>BM</i>	-0.0021	-0.0144	-0.0111***	-0.0035
	(-0.6029)	(-0.2302)	(-6.1207)	(-0.0671)
<i>Big4</i>	0.0376***	-0.0446	0.0251***	-0.0545
	(4.1089)	(-0.2620)	(5.3537)	(-0.3110)
<i>Growth</i>	-0.0001	0.0355	-0.0138***	0.0505*
	(-0.0594)	(1.3447)	(-12.7329)	(1.9740)
<i>TobinQ</i>	-0.0028***	-0.0062	0.0012***	-0.0092

	(-5.6208)	(-0.6020)	(4.6573)	(-0.8635)
<i>Turnover</i>	0.0086***	-0.0352	-0.0145***	-0.0165
	(4.5072)	(-1.5440)	(-14.8370)	(-0.6246)
<i>Constant</i>	1.0093***	-2.3090***	-0.0056	-3.2091
	(14.8185)	(-4.0120)	(-0.1608)	(-0.4104)
<i>Observations</i>	8,646	8,646	8,646	8,646
<i>R-squared</i>	0.091	0.052	0.205	0.094
<i>Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Cragg-Donald Wald F</i>	932.820		1093.616	
<i>10% maximal IV size</i>	16.38		16.38	

(二) 解释变量滞后一期

为解决互为因果内生性问题，进一步将所有解释变量和控制变量滞后一期进行检验，所得结果如表 5 所示。解释变量和控制变量滞后一期后，无论是否加入控制变量，回归结果均显著，表明在控制了互为因果问题后，研究结论仍然成立。

表 5 稳健性检验：解释变量滞后一期

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Ferror</i>	<i>Ferror</i>	<i>Ferror</i>	<i>Ferror</i>
<i>L.ForwardMDA</i>	-0.4740***	-0.4656***		
	(-2.8392)	(-2.7665)		
<i>L.ForwardRpt</i>			-0.7148**	-0.8498**
			(-2.3033)	(-2.5427)
<i>L.Size</i>		0.0263		0.0526
		(0.5475)		(1.0765)
<i>L.ROA</i>		-0.0029		-0.0080
		(-0.2608)		(-0.7043)
<i>L.Dual</i>		0.0012		0.0338
		(0.0092)		(0.2556)
<i>L.BM</i>		-0.0114		-0.0159
		(-0.3601)		(-0.5015)
<i>L.Big4</i>		-0.2581		-0.2525

		(-1.5197)		(-1.4857)
<i>L.Growth</i>		0.0565*		0.0491*
		(1.9250)		(1.6657)
<i>L.TobinQ</i>		-0.0103		-0.0088
		(-1.6164)		(-1.3826)
<i>L.Turnover</i>		-0.0210		-0.0324
		(-0.8689)		(-1.3244)
<i>L.Constant</i>	2.6825***	2.2572**	2.7343***	1.8208
	(18.6171)	(1.9772)	(13.9481)	(1.6129)
<i>Observations</i>	8,646	8,646	8,646	8,646
<i>R-squared</i>	0.055	0.056	0.054	0.056
<i>Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES

(三) 替换被解释变量

基准回归中使用的“分析师盈余预测准确度”采用分析师盈余预测绝对误差除以当年每股收益（EPS）绝对值，即 $Error = |FEPS - AEPS| / |AEPS|$ 。为解决指标选取可能存在的偏误，稳健性检验中将其替换为分析师盈余预测绝对误差除以股票当年收盘价，即 $Error = |FEPS - AEPS| / |Price|$ 。该指标数值越大，表示分析师预测准确度越低。替换了“分析师盈余预测准确度”指标后检验所得结果如表 6 所示，其中 MD&A 文本前瞻性信息披露水平系数在 10%水平上显著，年报文本的前瞻性信息披露水平的系数在 5%水平上保持显著，且系数均为负。所得结果与基准回归依然保持一致，表明前瞻性信息披露能够显著提升分析师盈余预测的准确性，减少分析师预测误差。

表 6 稳健性检验：替换被解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Error</i>	<i>Error</i>	<i>Error</i>	<i>Error</i>
<i>ForwardMDA</i>	-0.0063**	-0.0064**		
	(-2.1155)	(-2.1360)		
<i>ForwardRpt</i>			-0.0101*	-0.0115*
			(-1.8513)	(-1.9384)
<i>Size</i>		0.0009		0.0013
		(1.0461)		(1.4538)

ROA		-0.0001		-0.0002
		(-0.5634)		(-0.8979)
Dual		-0.0017		-0.0013
		(-0.7461)		(-0.5526)
BM		-0.0002		-0.0003
		(-0.3655)		(-0.4845)
Big4		0.0020		0.0020
		(0.6530)		(0.6761)
Growth		0.0006		0.0005
		(1.1544)		(0.9561)
TobinQ		-0.0000		-0.0000
		(-0.4219)		(-0.2296)
Turnover		0.0007*		0.0006
		(1.6865)		(1.2990)
Constant	0.0681***	0.0467**	0.0692***	0.0404**
	(26.7121)	(2.3189)	(20.0167)	(2.0310)
Observations	8,646	8,646	8,646	8,646
R-squared	0.142	0.143	0.142	0.142
Industry FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

（四）增加控制变量

为解决遗漏变量问题，参考杨盼盼^[42]的研究增加资产负债率（*Leverage*）、高管持股比例（*ManageShare*）、股东占款（*ShareholderRatio*）、现金流比率（*CashFlow*）、股权制衡度（*EquityBalance*）作为新的控制变量。其中，股东占款指净其他应收款占总资产比值，现金流比率指经营活动净现金流占总资产比值，股权制衡度指第一大股东持股比例，以上数据均来自CSMAR数据库。在增加了上述新控制变量后，结果如表7所示，核心解释变量回归系数方向仍然与基准回归保持一致。无论是被解释变量采用基准回归中分析师盈余预测准确度（*Error1*），亦或是稳健性检验中的分析师盈余预测准确度（*Error2*），前瞻性信息均能显著提高分析师盈余预测的准确性，保持了研究结论的一致性。

表 7 稳健性检验：增加控制变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Ferror1</i>	<i>Ferror1</i>	<i>Ferror2</i>	<i>Ferror2</i>
<i>ForwardMDA</i>	-0.4546**		-0.0066**	
	(-2.5657)		(-2.1988)	
<i>ForwardRpt</i>		-1.0334***		-0.0105*
		(-2.9059)		(-1.7432)
<i>Size</i>	-0.0212	0.0180	0.0006	0.0010
	(-0.4084)	(0.3378)	(0.6952)	(1.1462)
<i>ROA</i>	0.0078	-0.0002	-0.0000	-0.0001
	(0.5895)	(-0.0180)	(-0.0311)	(-0.4133)
<i>Dual</i>	-0.0557	-0.0229	-0.0015	-0.0011
	(-0.3989)	(-0.1640)	(-0.6295)	(-0.4812)
<i>BM</i>	-0.0392	-0.0414	-0.0005	-0.0005
	(-1.1410)	(-1.2055)	(-0.8973)	(-0.9075)
<i>Big4</i>	-0.2154	-0.2069	0.0026	0.0026
	(-1.2080)	(-1.1594)	(0.8767)	(0.8641)
<i>Growth</i>	0.0432	0.0363	0.0004	0.0004
	(1.3734)	(1.1514)	(0.8107)	(0.6699)
<i>TobinQ</i>	-0.0185***	-0.0171**	-0.0000	0.0000
	(-2.7191)	(-2.5252)	(-0.0899)	(0.0636)
<i>Turnover</i>	-0.0080	-0.0210	0.0007	0.0006
	(-0.3161)	(-0.8142)	(1.6296)	(1.2957)
<i>Leverage</i>	0.5648	0.3650	0.0068	0.0047
	(1.6392)	(1.0444)	(1.1771)	(0.7999)
<i>ManageShare</i>	-0.0172***	-0.0171***	-0.0004***	-0.0004***
	(-3.6895)	(-3.6686)	(-5.0306)	(-5.0028)
<i>ShareholderRatio</i>	0.2592	0.2046	0.0156**	0.0150**
	(0.6739)	(0.5313)	(2.4078)	(2.3186)
<i>CashFlow</i>	-0.0230	-0.0687	-0.0002	-0.0011

	(-0.0275)	(-0.0820)	(-0.0147)	(-0.0804)
EquityBalance	0.1108	0.1234	0.0015	0.0017
	(1.1448)	(1.2759)	(0.9416)	(1.0570)
Constant	3.2932***	2.7793**	0.0510**	0.0436**
	(2.7360)	(2.3361)	(2.5166)	(2.1773)
Observations	8,646	8,646	8,646	8,646
R-squared	0.058	0.058	0.146	0.145
Industry FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

六、进一步分析

前瞻性信息披露作为一种半强制披露，即要求在定期报告中有所披露，但是未对披露形式和内容作出明确规定，这可能使得管理层对披露内容和披露程度有较大的主导权，从而导致不同公司的披露内容和披露深度存在很大差异。为进一步验证公司层面哪些因素影响前瞻性信息的披露效果，选取“融资约束”“机构持股比”以分析公司特征不同时，前瞻性信息对盈余预测准确度影响的差异性。同时，分析师预测行为作为分析“前瞻性信息披露-盈余预测准确度”这一关系的关键，对预测结果存在一定的影响。为检验哪些因素影响分析师提取“增量信息”难度，进一步选取“文本可读性”“股价同步性”以检验分析师获取信息难度不同时，前瞻性信息对盈余预测准确度影响的差异性。上述分析有助于厘清影响上市公司提供前瞻性信息的因素，以及影响分析师根据前瞻性信息做出盈余预测的因素，进而阐释前瞻性信息披露影响盈余预测准确度的微观机制。

（一）融资约束

较高的融资约束一定程度上反映了公司可能正面临着经营困境，处于经营困境的公司为避免投资者情绪的持续悲观，可能在其对外披露的信息中减少关于未来发展前景的相关内容；反之，融资约束较低的公司，管理层凭借自身的信息优势，更愿意向市场释放关于企业未来经营状况的预测信息，以提高公司的市场价值^[43]。

管理层对前瞻性信息披露的策略性陈述影响了分析师盈余预测的准确度，为进一步分析其影响机理，参考 Hadlock 和 Pierce^[44]的研究，以公司所属行业融资约束（SA 指数）中位数为基准将样本划分为高、低融资约束两组，其中，SA 指数通常为负数，数值越大代表企业面临的融资约束越高。分别采用 MD&A 文本前瞻性披露水平和年报文本前瞻性信息披露水平为解释变量检验不同融资约束程度下前瞻性信息披露水平对分析师盈余预测准确度的影响，所得结果如表 8 所示。检验结果表明，前瞻性信息披露水平在高融资约束组系数均不

显著；在低融资约束组，系数在 10%水平下显著，并通过了组间系数差异检验。这说明对于融资约束程度低的企业，前瞻性信息披露能显著提升分析师盈余预测的准确度，支持了研究假设 2。

可能的原因在于低融资约束的公司面临的经营压力较小，其管理层更乐于披露有关公司未来发展前景的前瞻性信息，从而造成信息披露文本中包含更多的“增量信息”。这些信息被分析师捕获并作为判断公司未来盈利的依据之一，从而提高了盈余预测准确度。而高融资约束的上市公司本身同信贷提供方就存在较大程度的信息摩擦，公司信息环境不佳。同时，高融资约束公司出于提振投资者信心目的，减少前瞻性信息的披露或采取策略性陈述，将导致前瞻性信息中“增量信息”较少或与实际业绩相差甚远，最终造成盈余预测准确度的降低。

表 8 异质性分析：融资约束

变量	(1) 低融资约束	(2) 高融资约束	(3) 低融资约束	(4) 高融资约束
	<i>Ferror</i>	<i>Ferror</i>	<i>Ferror</i>	<i>Ferror</i>
<i>ForwardMDA</i>	-0.4706*	-0.4189		
	(-1.9513)	(-1.6088)		
<i>ForwardRpt</i>			-0.8045*	-0.6160
			(-1.7843)	(-0.9952)
<i>Size</i>	0.1596*	-0.0536	0.1873**	-0.0366
	(1.8617)	(-0.7882)	(2.1660)	(-0.5228)
<i>ROA</i>	-0.0156	0.0071	-0.0203	0.0043
	(-0.9891)	(0.3943)	(-1.2871)	(0.2352)
<i>Dual</i>	-0.0069	-0.2013	0.0099	-0.1640
	(-0.0379)	(-0.9419)	(0.0545)	(-0.7661)
<i>BM</i>	0.0904	-0.0513	0.0800	-0.0473
	(1.3017)	(-1.2496)	(1.1519)	(-1.1546)
<i>Big4</i>	-0.1982	-0.0733	-0.1734	-0.0722
	(-0.8258)	(-0.2698)	(-0.7175)	(-0.2652)
<i>Growth</i>	0.0081	0.0700	-0.0024	0.0702
	(0.1835)	(1.6003)	(-0.0538)	(1.6041)
<i>TobinQ</i>	0.0003	-0.0314***	0.0021	-0.0304***
	(0.0267)	(-3.1763)	(0.2141)	(-3.0684)

Turnover	0.0166	-0.0460	0.0067	-0.0504
	(0.3389)	(-1.4249)	(0.1363)	(-1.5461)
Constant	-1.2262	4.7004***	-1.6891	4.3019***
	(-0.6066)	(2.8877)	(-0.8428)	(2.6680)
Observations	4,323	4,323	4,323	4,323
R-squared	0.063	0.098	0.063	0.098
Industry FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

(二) 机构持股比例

机构投资者持股能够吸引分析师关注^[45]，并通过监督公司治理抑制管理层的盈余管理，提高披露信息的可信度，以及改善信息披露质量^[30]，提高信息透明度。而信息披露质量的提高意味着前瞻性信息中包含更多的公司层面的“增量信息”^[46]，这将提高分析师盈余预测的准确度。为进一步分析不同机构持股比例下前瞻性信息披露与盈余预测准确度的关系是否存在差异，按照年度行业中位数将样本划分为低机构持股组和高机构持股组进行检验，所得结果如表 9 所示。高机构持股比例组的前瞻性信息披露水平回归系数均显著，而低机构持股比例组前瞻性信息披露水平回归系数均不显著。这表明相比于低机构持股比例的上市公司而言，高机构持股比例公司披露的前瞻性信息更能够提高分析师盈余预测准确度，支持了研究假设 3。

机构投资者通常关注公司长期价值^[47]，希望借助投票权使更多“增量信息”释放在市场中，以此提振股市表现，或获得更为合理的公司价值估计，最终有助于其获得更稳健的投资收益。因此，出于对投资收益追求和风险管理需要，机构投资者将通过行使表决权、股东提案等方式约束管理层以股东利益最大化为行为准则，干预信息披露决策，要求发布更为准确、及时的“增量信息”，从而改善了信息披露质量^[48]。另外，机构投资者凭借资金规模和成本优势，有更多时间和资源追踪公司和获取信息，能够更为准确地解读上市公司所披露的信息，使得公司披露的信息更易被分析师理解，最终提高了盈余预测准确度^[49]。

表 9 异质性分析：机构持股

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	低机构持股比例	高机构持股比例	低机构持股比例	高机构持股比例
	Error	Error	Error	Error
ForwardMDA	-0.1497	-0.7742***		
	(-0.4991)	(-4.0216)		

ForwardRpt			-0.8769	-1.0752***
			(-1.4686)	(-2.8548)
Size	-0.0855	0.0922*	-0.0508	0.1161**
	(-0.9544)	(1.7398)	(-0.5514)	(2.1661)
ROA	0.0019	0.0023	-0.0019	-0.0056
	(0.0926)	(0.1761)	(-0.0936)	(-0.4343)
Dual	-0.0593	-0.0995	-0.0393	-0.0527
	(-0.2616)	(-0.6343)	(-0.1737)	(-0.3339)
BM	-0.0207	-0.0257	-0.0318	-0.0265
	(-0.3338)	(-0.7770)	(-0.5095)	(-0.7978)
Big4	-0.2921	-0.2463	-0.2718	-0.2369
	(-0.9534)	(-1.2791)	(-0.8867)	(-1.2263)
Growth	0.0221	0.0900***	0.0133	0.0819**
	(0.4236)	(2.7115)	(0.2532)	(2.4537)
TobinQ	-0.0209*	-0.0171**	-0.0198*	-0.0148**
	(-1.8785)	(-2.2702)	(-1.7737)	(-1.9650)
Turnover	-0.0146	-0.0112	-0.0240	-0.0291
	(-0.3691)	(-0.3711)	(-0.5976)	(-0.9519)
Constant	5.5145***	0.4356	5.1636**	-0.0512
	(2.5899)	(0.3460)	(2.4553)	(-0.0410)
Observations	4,323	4,323	4,323	4,323
R-squared	0.079	0.085	0.080	0.083
Industry FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

(三) 文本可读性

年报作为分析师预测未来盈余时的重要参考，其可读性直接影响分析师对前瞻性信息的挖掘和解读难度^[38]，即可读性越高，前瞻性信息越容易被准确度解读，降低分析师准确判断公司经营现状和进一步预测盈余状况的难度，提高公司和分析师之间的信息传递效率和质量^[50]。

为了检验年报可读性不同时，前瞻性信息披露与盈余预测准确度之间的关系是否存在差异，按照年报或 MD&A 文本可读性的行业年度中位数将样本分为高可读性组和低可读性组

进行异质性检验，结果如表 10 所示。高可读性组的前瞻性信息披露水平的回归系数均显著，而低可读性组的前瞻性信息披露水平的回归系数均不显著。这说明相比于低年报可读性组，高年报可读性组前瞻性信息能够更显著提高盈余预测准确度。随着文本可读性的提高，前瞻性信息中的“增量信息”能够更准确地被分析师所理解，进而显著提升了分析师预测结果的准确度，验证了研究假设 4。

这是因为部分上市公司在面临财务困境或未来发展前景不明朗时，会使用晦涩难懂的语言以达到掩盖公司现状、引导市场情绪的目的^[9]，这使得前瞻性信息传递的效率和质量下降，增大了分析师获取“增量信息”的难度，降低分析师盈余预测的准确度。而业绩良好的公司出于提振股市表现的目的，会通过改善年报可读性使利好消息更易被投资者和分析师理解，这同时也降低了分析师获取“增量信息”的难度，进而提高了盈余预测的准确度。

表 10 异质性分析：文本可读性

变量	(1) 低可读性	(2) 高可读性	(3) 低可读性	(4) 高可读性
	<i>Error</i>	<i>Error</i>	<i>Error</i>	<i>Error</i>
<i>ForwardMDA</i>	-0.4065	-0.4393*		
	(-1.6408)	(-1.7268)		
<i>ForwardRpt</i>			-0.6427	-1.0336**
			(-1.3380)	(-2.0231)
<i>Size</i>	-0.0924	0.0649	0.0510	-0.0214
	(-1.3306)	(0.8863)	(0.7408)	(-0.2817)
<i>ROA</i>	-0.0047	-0.0016	-0.0154	-0.0002
	(-0.2777)	(-0.0926)	(-0.9303)	(-0.0089)
<i>Dual</i>	-0.1258	-0.0467	-0.2480	0.0946
	(-0.6540)	(-0.2320)	(-1.2720)	(0.4751)
<i>BM</i>	0.0103	-0.0322	-0.0434	-0.0409
	(0.2281)	(-0.6707)	(-1.0366)	(-0.7663)
<i>Big4</i>	0.0219	-0.4714*	-0.0843	-0.3597
	(0.0911)	(-1.7737)	(-0.3482)	(-1.3694)
<i>Growth</i>	0.0070	0.1066**	0.0118	0.0649
	(0.1694)	(2.3349)	(0.2727)	(1.4726)
<i>TobinQ</i>	-0.0219**	-0.0174*	-0.0134	-0.0242**
	(-2.2861)	(-1.8275)	(-1.3974)	(-2.5384)

Turnover	0.0052	-0.0060	-0.0192	-0.0315
	(0.1482)	(-0.1645)	(-0.5347)	(-0.8610)
Constant	5.0550***	1.5837	1.7289	4.1463**
	(3.0599)	(0.9118)	(1.0822)	(2.3777)
Observations	4,323	4,323	4,323	4,323
R-squared	0.067	0.081	0.078	0.075
Industry FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

（四）股价同步性

股价同步性指公司股价随市场、行业系统性波动的现象，反映了股价中公司层面“增量信息”的含量。较高的股价同步性表明股价更多地随着市场和行业“同涨同跌”；反之，较低的股价同步性表明股价波动存在更多地由公司层面的特质性因素驱动。对分析师而言，越高的股价同步性意味着预测公司是否盈利时，“增量信息”的作用较小，市场和行业信息越起到更大作用。相比预测微观的公司盈利，预测宏观经济和行业前景的分析成本更低。因此，分析师可以以更小的信息分析成本，更为准确地预测股价同步性较高的公司。

为了检验股价同步性是否影响分析师获取“增量信息”的难度，进而对前瞻性信息披露与盈余预测准确度的关系造成影响，进一步选取个股周收益率对市场周收益率和行业周收益率回归的可决系数（R-Square）为股价同步性的代理变量进行异质性分析。表 11 汇报了按股价同步性指标年度中位数分组后的分样本检验结果，其中高股价同步性组的前瞻性信息披露水平的回归系数均显著，而低股价同步性组的前瞻性信息披露水平的回归系数均不显著。这表明对低股价同步性公司，前瞻性信息披露对分析师盈余预测准确度并不存在显著影响；而高股价同步性公司，由于“同涨同跌”程度更高，分析师所面临的预测难度降低，从而前瞻性信息披露能够显著提高分析师盈余预测的准确度，这一结果验证了研究假设 5。

这是因为股价同步性提高意味着股价信息含量增加，缓解了上市公司与投资者、分析师之间的信息不对称^[5]，改善公司的信息环境。而在更加完善的信息环境中，分析师更容易挖掘并准确解读前瞻性信息中包含的公司层面的“增量信息”，进而提高盈余预测准确度。

表 11 异质性分析：股价同步性

变量	(1) 低股价同步性	(2) 高股价同步性	(3) 低股价同步性	(4) 高股价同步性
	Error	Error	Error	Error
ForwardMDA	-0.2644	-0.6797***		
	(-1.0934)	(-2.6237)		
ForwardRpt			-0.7296	-1.5517***

			(-1.5330)	(-3.0169)
Size	-0.0346	0.0370	-0.0107	0.0797
	(-0.4949)	(0.5092)	(-0.1500)	(1.0811)
ROA	-0.0051	0.0063	-0.0092	-0.0020
	(-0.3152)	(0.3689)	(-0.5595)	(-0.1182)
Dual	-0.0842	-0.0124	-0.0559	0.0429
	(-0.4514)	(-0.0597)	(-0.2990)	(0.2063)
BM	0.0151	-0.0609	0.0088	-0.0696
	(0.3104)	(-1.3412)	(0.1806)	(-1.5243)
Big4	-0.5387**	0.0781	-0.5229**	0.0963
	(-2.2029)	(0.3036)	(-2.1349)	(0.3744)
Growth	0.1008**	0.0038	0.0947**	-0.0104
	(2.4255)	(0.0834)	(2.2679)	(-0.2271)
TobinQ	-0.0123	-0.0289***	-0.0110	-0.0270***
	(-1.3373)	(-2.9333)	(-1.1958)	(-2.7408)
Turnover	-0.0089	0.0063	-0.0185	-0.0144
	(-0.2689)	(0.1603)	(-0.5527)	(-0.3635)
Constant	3.3840**	2.6555	3.0909*	2.1225
	(2.0349)	(1.5417)	(1.8831)	(1.2444)
Observations	4,323	4,323	4,323	4,323
R-squared	0.061	0.077	0.061	0.078
Industry FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

七、结论与建议

前瞻性信息作为传统财务信息的补充，能够向市场传递公司层面“增量信息”，对于分析师盈余预测具有重要参考价值。本文以 2007-2020 年 A 股上市公司为样本研究上市公司前瞻性信息披露对分析师盈余预测准确度影响。所得结果显示：（1）上市公司的前瞻性信息披露能够显著提高分析师盈余预测的准确度；（2）融资约束程度越低、机构持股比越高的公司，前瞻性信息披露对分析师盈余预测准确度的提升效应越显著；（3）文本可读性越高、股

价同步性越高的公司，前瞻性信息披露对分析师盈余预测准确度的影响越显著。在控制了内生性问题之后，结论依然成立。

本文丰富了分析师盈余预测影响因素和前瞻性信息披露经济后果方面的研究，同时为上市公司信息披露研究提供了新的视角。对分析师而言，前瞻性信息不同于传统财务指标数据，能够提供管理层对未来经营状况的预判。分析师和外部投资者也能够根据前瞻性信息，将历史数据同未来预判结合在一起，实现从“局外人”到“局内人”的转变，提高盈余预测的准确程度。对于上市公司而言，管理层在年报中披露有利于自身的前瞻性信息，既能够向市场释放利好消息，推动股价上涨；也可以避免负面信息的堆积，抑制股价崩盘风险^[38]。因此，本文的研究对监管部门建立健全前瞻性信息披露规则体系、上市公司提高信息披露质量和分析师提高盈余预测准确度均有一定启示。具体包括：（1）对监管部门而言，建议出台相关规定以规范前瞻性信息披露内容和格式，对上市公司试图通过虚假陈述操纵股价、扰乱市场行为建立惩罚机制。明确上市公司前瞻性信息披露中信息披露的均衡，以避免上市公司误导性披露行为。（2）分析师应更多关注前瞻性信息，主动挖掘和提供上市公司非公开信息，改善资本市场信息环境。分析师做出盈余预测时，应适当通过电话问询、实地调研等方式验证前瞻性信息真实性，避免因管理层策略性陈述导致的盈余预测准确度降低。（3）上市公司应提高前瞻性信息披露质量，确保详尽、准确阐述管理层对市场态势、行业发展、经济环境、发展战略等方面判断。此外，还可以积极探索如邀请分析师调研、召开业绩说明会等多种渠道，以更好的进行前瞻性信息披露。

参考文献:

- [1]邢会强.证券中介机构法律责任配置[J].中国社会科学, 2022 (5): 83-102+206.
- [2]胡楠, 薛付婧.前瞻性信息披露与公司绩效: 基于文本分析和机器学习[C].第十七届中国实证会计国际研讨会报告论文.
- [3]薛宇婷, 田高良, 李星.前瞻性信息披露与投资效率: “言之无物”还是“确有其事”? [J].证券市场导报, 2022 (9): 14~22+57
- [4]Bryan S H. Incremental Information Content of Required Disclosures Contained in Management Discussion and Analysis [J]. Accounting Review, 2007, 285-301.
- [5]Muslu V, Radhakrishnan S, Subramanyam K R et al. Forward-looking MD&A Disclosures and the Information Environment [J]. Management Science, 2014, 61(5): 931-948.
- [6]Francies J, Schipper K, Vincent L. The Relative and Incremental Explanatory Power of Earnings and Alternative (to Earnings) Performance Measures For returns[J]. Contemporary Accounting Research, 2003, 20(1): 121-164.
- [7]Cornell B., Landsman, W. R. Security Price Response to Quarterly Earnings Announcements and Analysts' Forecast Revisions[J]. The Accounting Review, 1989, 64(4), 680-692.
- [8]潘越, 林淑萍, 张鹏东等.语言将来时态标记特征与公司股利政策: 基于投资者语言认知效应的跨国研究[J].经济研究, 2021, 56 (7): 127-143.
- [9]程新生, 刘建梅, 程悦.相得益彰抑或掩人耳目: 盈余操纵与MD&A中非财务信息披露[J].会计研究, 2015 (8): 11-18.
- [10]方军雄, 洪剑峭.上市公司信息披露质量与证券分析师盈利预测[J].证券市场导报, 2007 (3): 25-30.
- [11]张宗新, 杨万成.声誉模式抑或信息模式: 中国证券分析师如何影响市场? [J].经济研究, 2016 (9): 104-117.
- [12]王爱群, 王婧怡.投资者情绪对分析师盈余预测行为的影响研究[J].社会科学战线, 2021 (1): 245-249.
- [13]孙晶慧, 苏苒然, 齐保奎.股市传闻对证券分析师预测行为的影响研究[J].中央财经大学学报, 2022 (7): 61-70.
- [14]薛爽, 徐沛勳.分析师看穿商誉泡沫了吗: 商誉对分析师盈余预测的影响及原因[J].会计研究, 2022 (2): 32-45.
- [15]Behn, B. K., Choi, J. H., Kang T. Audit Quality and Properties of Analyst Earnings Forecasts[J]. The Accounting Review, 2008, 83(2), 327-349.
- [16]刘瑶瑶, 路军伟.前瞻性信息披露与分析师盈余预测: 基于文本分析和机器学习的证据[J/OL].外国经济与管理, 2023-07-03.
- [17]张俊瑞, 仇萌, 张志超.机构投资者抱团与公司前瞻性信息披露[J].统计与信息论坛, 2023, 38 (5): 53-66.
- [18]危雁麟, 张俊瑞, 汪方军等.数据资产信息披露与分析师盈余预测关系研究: 基于文本分析的经验证据[J].管理工程学报, 2022, 36 (5): 130-141.
- [19]李锋森, 李常青.上市公司“管理层讨论与分析”的有用性研究[J].证券市场导报, 2008 (12): 67-73.

- [20]Li, F. Annual Report Readability, Current Earnings, and Earnings Persistence [J]. Journal of Accounting and Economics, 2008, 45(2): 221-247.
- [21]宋昕倍, 陈莹, 逯东, 程杰.信息环境、上市公司增量信息披露与资本市场定价效率: 基于MD&A文本相似度的研究[J/OL].南开管理评论, 2022-11-18.
- [22]伊志宏, 朱琳, 陈钦源.分析师研究报告负面信息披露与股价暴跌风险[J].南开管理评论, 2019, 22 (5): 192-206.
- [23]许帅, 邵帅, 何贤杰.业绩说明会前瞻性信息对分析师盈余预测准确性的影响: 信口雌黄还是言而有征[J/OL].中国管理科学, 2023-07-03.
- [24]Kimbrough M D. The effect of conference calls on analyst and market underreaction to earnings announcements[J]. The Accounting Review, 2005, 80(1): 189-219.
- [25]夏冬林, 李刚.机构投资者持股和会计盈余质量.当代财经, 2008 (2): 111-118.
- [26]杨菁菁, 朱瑞城, 梁小敏.双重股权、机构持股与股价高估: 基于中概股的经验证据[J].南方金融, 2022 (5): 33-46.
- [27]高敬忠, 周晓苏, 王英允.机构投资者持股对信息披露的治理作用研究: 以管理层盈余预告为例[J].南开管理评论, 2011, 14 (5): 129-140.
- [28]Ozkan N.. Do Corporate Governance Mechanisms Influence CEO Compensation? An Empirical Investigation of UK Companies. Journal of Multinational Financial Management, 2007, 17(5): 349-364.
- [29]Sanford J. Grossman, Oliver D. Hart. Takeover Bids, the Free Rider Problem, and the Theory of the Corporation.The Bell Journal of Economics, 1980, 11(1): 42-64.
- [30]戴鹏毅, 杨胜刚, 张少勇等.外资机构持股能提升股票定价效率吗? : 来自A股纳入明晟新兴市场指数的经验证据[J].证券市场导报, 2022 (8): 60-69.
- [31]许文瀚, 朱朝晖.上市公司“微盈利”现象、盈余管理与年报可理解性[J].首都经济贸易大学学报, 2019, 21 (2): 93-103.
- [32]黄超.卖空机制与负面信息披露质量: 来自业绩预告制度的经验证据[J].金融理论与实践, 2019 (9): 95-104.
- [33]张淑彩.资本市场会计信息披露暨治理问题研究: 基于上市公司会计信息披露不对称的视角[J].金融理论与实践, 2021 (3): 70-76.
- [34]Lo K, Ramos F, Rogo R. Earnings Management and Annual Report Readability[J]. Journal of Accounting and Economics, 2017, 63(1): 1-25.
- [35]Bloomfield R J. The 'Incomplete Revelation Hypothesis' and Financial Reporting [J]. Accounting Horizons, 2002(16): 233-243.
- [36]巫岑, 饶品贵, 岳衡.注册制的溢出效应: 基于股价同步性的研究[J].管理世界, 2022, 38 (12): 177-202.
- [37]周开国, 应千伟, 陈晓娴.媒体关注度、分析师关注度与盈余预测准确度[J].金融研究, 2014 (2): 139-152.
- [38]孟庆斌, 杨俊华, 鲁冰.管理层讨论与分析披露的信息含量与股价崩盘风险: 基于文本向量化方法的研究[J].中国工业经济, 2017, (12): 132-150.

- [39]刘会芹, 施先旺.年报可读性对分析师盈余预测的影响[J].证券市场导报, 2020 (3): 30-39.
- [40]林乐, 谢德仁.分析师荐股更新利用管理层语调吗? : 基于业绩说明会的文本分析[J].管理世界, 2017 (11): 125-145.
- [41]Sun Y. Do MD&A Disclosures Help Users Interpret Disproportionate Inventory Increases?[J]. The Accounting Review, 2010, 85(4): 1411-1440.
- [42]杨盼盼, 余青林.分析师关注行业“同伴”公司与盈余预测准确度: 基于有限注意的视角[J].投资研究, 2021, 40, (8): 141-157.
- [43]Trueman B. Why do Managers Voluntarily Release Earnings Forecasts?[J]. Journal of Accounting and Economics, 1986, 8(1): 53-71.
- [44]Hadlock C J, Pierce J R.New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index[J]. Review of Financial Studies. 2010. 23(5): 1909-1940.
- [45]钟覃琳, 陆正飞.资本市场开放能提高股价信息含量吗? : 基于“沪港通”效应的实证检验[J].管理世界, 2018, 34 (1): 169-179.
- [46]Karamanou I, Vafeas N. The association between corporate boards, audit committees, and management earnings forecasts: an empirical analysis[J]. Journal of Accounting Research, 2005, 43(3): 453-486.
- [47]Maug E. Large Shareholders as Monitors: Is There a Trade-Off between Liquidity and Control?[J].Journal of Finance, 2010, 53(1): 65-98.
- [48]袁冬梅, 王海娇, 肖金利.机构投资者持股、信息透明度与企业社会责任[J].重庆社会科学, 2021 (10): 82-107.
- [49]Chen X, Harford J, Li K. Monitoring: Which Institutions Matter?[J].Journal of Financial Economics. 2007, 86(2): 279-305.
- [50]Tan H T, Ying Wang E, Zhou B O. When the use of positive language backfires:The joint effect of tone, readability, and investor sophistication on earnings judgments [J]. Journal of Accounting Research, 2014, 52(1): 273-302.
- [51]侯宇, 叶冬艳.机构投资者、知情人交易和市场效率: 来自中国资本市场的实证证据[J].金融研究, 2008 (4): 131-145.

Research on Influence of Forward-looking Information Disclosure on Accuracy of Earnings Forecast

Abstract: The information disclosure of listed companies can provide investors with more forward-looking information and is an important source of information for investors to make decisions; As an information intermediary in the capital market, securities analysts play a crucial role in alleviating information asymmetry. In order to clarify whether forward-looking information disclosure of listed companies can affect the accuracy of analysts' earnings forecasts, A-share listed companies from 2007 to 2020 were selected as a sample to study the impact of forward-looking information disclosure on the accuracy of analysts' earnings forecasts. The research results show that forward-looking information of listed companies can significantly improve the accuracy of analysts' earnings forecasts. It is further found that listed companies with low financing constraints, high text readability, high institutional shareholding ratio and high stock price synchronization have a more obvious effect of forward-looking information disclosure on the accuracy of analysts' earnings forecasting. This study enriches the relevant research on the accuracy of analysts' earnings forecasting from the perspective of the information content of forward-looking information, and provides policy enlightenment for improving the capital market information disclosure system under the background of comprehensive registration system.

Keywords: Forward-looking Disclosures; Quality of Earnings Forecasts; Semi-mandatory Disclosure

JEL:

责任编辑:

- E-mail: weifengruan@126.com
- 手机号: [18767661357](tel:18767661357)
- 禁用帐户: 否

• **基本信息**

- 姓名: [阮伟锋](#)
- 性别: [男](#)
- 民族: [汉族](#)
- 出生日期: [2002/02/07](#)
- 籍贯: [浙江台州](#)
- 国家: [中国](#)
- 省份: [浙江](#)
- 市: [杭州市](#)

• **通信信息**

- 邮寄地址: [浙江工商大学金融学院](#)
- 邮政编码: [310018](#)

• **研究领域**

- 研究领域: [金融;证券](#)

• **教育经历**

- 学历: [本科](#)

•	<u>学位：其他</u>
•	<u>工作单位相关信息</u>
•	<u>职务：其他</u>
•	<u>职称：其他</u>
•	<u>单位名称：浙江工商大学</u>
•	<u>部门或院系：金融学院</u>
•	<u>E-mail：zshaojun@mail.zjgsu.edu.cn</u>
•	<u>手机号：15267450681</u>
•	<u>禁用帐户：否</u>
•	<u>基本信息</u>
•	<u>姓名：张少军（投稿人）</u>
•	<u>性别：女</u>
•	<u>民族：汉族</u>
•	<u>出生日期：1977/10/17</u>
•	<u>籍贯：山东烟台</u>
•	<u>国家：中国</u>
•	<u>省份：浙江</u>
•	<u>市：杭州市</u>
•	<u>通信信息</u>
•	<u>邮寄地址：浙江杭州下沙高教园区浙江工商大学金融学院</u>
•	<u>邮政编码：310018</u>
•	<u>研究领域</u>
•	<u>研究领域：金融市场;金融、银行体制;金融组织、银行;信贷</u>
•	<u>研究方向：金融市场微观结构，银行管理，公司金融</u>
•	<u>教育经历</u>
•	<u>学历：博士</u>
•	<u>学位：其他</u>
•	<u>院校：哈尔滨工业大学</u>
•	<u>工作单位相关信息</u>
•	<u>职务：高等学校教师</u>
•	<u>职称：副教授</u>
•	<u>单位名称：浙江工商大学</u>
•	<u>单位性质：大学</u>
	<u>部门或院系：金融学院</u>